# Salaire d'efficience, vulnérabilité et chômage urbain au Burkina Faso

par

***Jean-Pierre Lachaud, Professeur***
***Directeur du Centre d'économie du développement***
***Université Montesquieu-Bordeaux IV - France***

## *Résumé*

En attirant l'attention sur la possibilité d'une relation inverse entre les salaires et le chômage, le modèle récemment développé par Blanchflower et Oswald semble fournir une explication intéressante du salaire d'efficience. Bien que cette analyse soit surtout appropriée au contexte des pays industrialisés, l'opportunité d'une telle approche semble prévaloir également dans les pays en développement. En effet, à l'aide des données inhérentes à l'enquête prioritaire nationale du Burkina Faso, réalisée en 1994-95, la présente recherche montre que, toutes choses égales par ailleurs, un doublement du taux de chômage implique une réduction de 25,8 pour cent des salaires réels. Par ailleurs, il apparaît que la rigidité des rémunérations est beaucoup plus forte pour les salariés protégés que pour ceux qui ont un statut du travail non protégé. Puisque le travail est un actif important dont la pénurie affaiblit la capacité de résistance des individus ou des groupes sociaux à des changements environnementaux, le risque d'insécurité en termes de bien-être est considérablement accru pour les individus ayant un statut du travail précaire et pour les ménages dont le chef est salarié non protégé. Ce résultat devrait attirer l'attention des responsables de la politique économique ayant pour objectif la lutte contre la pauvreté et la vulnérabilité.

## *Abstract*

By attracting the attention on the possibility of an inverse relationship between wages and unemployment, the model recently developed by Blanchflower and Oswald seems to provide an interesting explanation of the efficiency wage. Although this analysis is especially appropriated to the context of the industrialised countries, the opportunity of a such approach seems to prevail equally in developing countries. Indeed, with the help of the national household survey of Burkina Faso, realised in 1994-95, the present research shows that, all other things being equal, a doubling of the rate of unemployment implies a 25,8 per cent reduction in real wages. Furthermore, it appears that the rigidity of wages is far more strong for protected wage-earners that to these that have a non protected labour status. Since labour is an important asset whose shortage weakens the capacity of resistance of individuals or social groups to changes of the environment, the risk of insecurity in terms of well-being is considerably increased for individuals having a precarious labour status and for households whose chief is a non protected employee. This result would have to attract the attention of policy-makers whose objective is to eradicate the poverty and the vulnerability.

## *Sommaire*

# 1. Introduction[1]

Certaines analyses récentes du marché du travail dans les pays industrialisés et en développement ont suggéré l'existence d'une «courbe de salaire» — remplaçant la courbe d'offre de travail conventionnelle —, caractérisée par une pente négative dans l'espace salaires-chômage[2]. Une telle affirmation, issue essentiellement de travaux empiriques, va à l'encontre des courants de pensée habituels quant à la répartition spatiale des salaires et du chômage. En effet, jusqu'à la fin des années 1980, la théorie orthodoxe, fortement influencée par les analyses de Harris-Todaro[3] et Hall[4], admettait que les régions à haut chômage étaient également celles qui devaient avoir des salaires élevés. S'il n'en était pas ainsi, il s'ensuivrait une migration massive, les travailleurs ne tolérant pas le chômage à moins d'avoir une compensation en termes de rémunération lorsqu'ils sont employés. Or, à la fin des années 1980, l'évidence empirique commença à contester la véridicité d'une telle relation — en partie fondée sur les différences compensatrices de Adam Smith —, en démontrant que les taux de salaire et de chômage selon les régions sont négativement corrélés. Ainsi, "un travailleur employé dans une zone à haut chômage gagne moins qu'un individu comparable qui travaille dans une région où le chômage est moindre"[5].

Une telle analyse affaiblit considérablement la portée du modèle concurrentiel du marché du travail, ce dernier admettant que les salaires et le chômage sont positivement associés. La rationalisation théorique de la courbe de salaire est davantage fondée sur des approches non-concurrentielles du marché du travail, en particulier les modèles des contrats de travail, de la négociation et du salaire d'efficience. Par ailleurs, la détermination de la courbe de salaire fournit la possibilité de calculer un indice de flexibilité ou de rigidité des salaires, préoccupation importante de la macroéconomie. La réponse de la rémunération des travailleurs est capturée par le coefficient du chômage dans l'équation de gains.

Bien que l'opportunité de cette option analytique prévale surtout dans les économies où le mode d'emploi prédominant est le salariat, elle ne manque pas d'intérêt dans les pays en développement, notamment ceux d'Afrique au sud du Sahara. En effet, dans ces derniers, outre la nécessité de tester des modèles alternatifs du marché du travail, elle fournit l'opportunité d'appréhender — dans le contexte de l'ajustement structurel —, les conséquences en termes de flexibilité des salaires réels — en fonction des statuts du travail — du chômage croissant, inhérent à la profonde crise économique et sociale.

La présente recherche s'inscrit dans cette perspective. Après avoir exposé le modèle rationalisant la courbe de salaire dans le cadre de la théorie du salaire d'efficience, un test empirique est proposé à l'aide des données relatives au Burkina Faso. Par la suite, la flexibilité des rémunérations est appréhendée par rapport aux statuts du marché du travail.

# 2. Le modèle

## 1. Salaire d'efficience et chômage

S'il existe un large accord quant à l'opportunité de la théorie du salaire d'efficience — la relation entre le salaire et l'effort —, les justifications de ce dernier demeurent plus diverses. Toutefois, l'une d'entre elles attire l'attention sur la possibilité d'une relation inverse entre les salaires et le chômage, résultant d'un comportement d'optimi-sation des employés et des employeurs[6]. Les premiers maximisent leur utilité en offrant du travail aux entreprises, tout en cherchant à «tirer-au-flanc», pourvu que cette attitude ne comporte aucun risque. C'est le cas en concurrence parfaite si les travailleurs renvoyés sont assurés de retrouver un emploi au même salaire d'équilibre. Quant aux seconds, ils reconnaissent qu'il est difficile de gérer une telle situation, compte tenu de l'information imparfaite, mais que le risque de désincitation au travail peut être atténué en versant des salaires supérieurs à ceux du marché. Dans ces conditions, le chômage apparaît comme une menace disciplinaire susceptible de dissuader les tricheurs.

En réalité, la crédibilité d'une telle menace dépend de plusieurs facteurs. Premièrement, Blanchflower et Oswald mettent l'accent sur l'ampleur relative des taux de chômage et de salaire.

[1] Ce papier est, en grande partie, issu de l'ouvrage de Lachaud [1997].

[2] Voir en particulier Blanchflower, Oswald [1994] pour une synthèse des analyses pour plusieurs pays industrialisés et en développement, Blanchflower, Oswald [1995] pour la Grande Bretagne et quelques pays industrialisés, et Hoddinot [1996] en ce qui concerne la Côte d'Ivoire.

[3] Harris, Todaro [1970].

[4] Hall [1970], [1972].

[5] Blanchflower, Oswald [1994], p.5. Par ailleurs, la courbe de salaire diffère de la relation de Phillips. Cette relation semble identique selon les pays, et peut s'exprimer par la formule : Ln W = -0,1 Ln U + autres termes, où Ln W et Ln U représentent, respectivement, le taux de salaire et le taux de chômage.

[6] Shapiro, Stiglitz [1984].

Si les taux de chômage sont faibles, la dissuasion à la désincitation implique des taux de salaire élevés. Inversement, en période de récession et de chômage élevé, les entreprises considèrent qu'elles peuvent se permettre de verser des salaires plus bas, tout en s'assurant que le risque de tirer-au-flanc est faible. Ainsi, contrairement aux approches traditionnelles[7], les salaires et le chômage sont inversement corrélés. Deuxièmement, on peut également suggérer que le statut des travailleurs — protégés et non protégés — et le niveau de capital humain qui leur est associé, concourent à pondérer la crédibilité de la menace du chômage en cas de tire-au-flanc. En effet, les employeurs du secteur privé hésiteront à licencier les travailleurs très qualifiés qui auront été formés dans l'entreprise — dont l'offre est relativement rare sur le marché —, et qui bénéficient d'une certaine protection en matière de législation du marché du travail. Par contre, pour la main-d'oeuvre non qualifiée, relativement excédentaire et soumise — la plupart du temps — à la précarité du travail, le risque en termes de licenciement en cas de tire-au-flanc est proba-blement beaucoup plus élevé. De la même manière, les travailleurs du secteur public — notamment ceux qui ont un statut du travail protégé — encourent des sanctions limitées en cas de désincitation au travail. Une telle situation peut être formalisée à l'aide du modèle suivant[8].

Considérons une économie composée de deux régions où les travailleurs — homogènes et neutres vis-vis du risque —, obtiennent leur utilité du revenu et de la désutilité de l'effort. Si w est le taux de salaire et e le niveau de l'effort dans l'emploi, l'utilité est donnée par $u = (w - e)$. Supposons que e, déterminé par la technologie, soit fixe, mais que les travailleurs décident de tirer-au-flanc en ne fournissant aucun effort. Dans la mesure où ils ne sont pas repérés, ils jouissent d'une plus grande utilité — dans ce cas $u = w$, puisque $e = 0$ — que ceux qui fournissent un effort. Néanmoins, admettons que la probabilité de ne pas être détecté soit $\delta$, et que quiconque pris en train de tirer-au-flanc est licencié avec une utilité escomptée $\hat{w}$[9] :

$$\hat{w} = (w - e)\,\alpha(U) + b[1 - \alpha(U)] \qquad [1]$$

L'équation [1] exprime une combinaison convexe de l'utilité de l'emploi pour un niveau d'effort donné — w - e — et du revenu provenant de l'assurance chômage — ou des transferts — et du loisir — b. A cet égard, la fonction $\alpha$ (U) indique la probabilité de trouver un emploi, U étant le niveau du chômage.

Par ailleurs, si l, n et r traduisent, respectivement, la population, l'emploi et le taux de mortalité — constant — des entreprises, le volume des nouveaux embauchés sur le marché local du travail sera $\alpha(l - n)$, et $rn = \alpha(l - n)$. Puisque le taux de chômage est $U \equiv 1\text{-}n/l$, la probabilité de trouver un emploi $\alpha$ est une fonction convexe du taux de chômage, soit :

$$r = r/U - \alpha, \text{ avec } \alpha'(U) = -r/U^2 < 0 \text{ et } \alpha''(U) = 2r/U^3 > 0 \qquad [2]$$

On admet que des conditions équivalentes prévalent dans la seconde région où le taux de salaire, l'assurance chômage — ou les transferts — et le taux de chômage sont respectivement $\omega$, $\beta$ et $\mu$. Par ailleurs, les individus — travailleurs et non-travailleurs — vivant dans la deuxième région bénéficient d'un avantage non monétaire égal à $\phi$. Dans ces conditions, les personnes employées dans la seconde région ont une utilité $u = \omega - e + \phi$, tandis que pour les chômeurs cette dernière est $u = \omega + \phi$. Chaque région est affectée par des chocs relatifs à la demande de travail, notés s et $\sigma$, respectivement, dans les régions 1 et 2, les fonctions de densité étant g(s) et $h(\sigma)$. Enfin, les travailleurs peuvent migrer d'une région à une autre entre les périodes, mais pas au cours de ces dernières. A cet égard, le modèle suppose que la migration implique un coût et que les chômeurs ne se déplaceront pas immédiatement. Ils migreront uniquement si une région offre une meilleure utilité escomptée qu'une autre. Par conséquent, cette approche, contrairement au modèle de Todaro-Harris, n'associe pas les gains actuels au chômage actuel. Cela signifie qu'au cours d'une période donnée, un haut niveau de salaire n'est pas nécessairement accompagné d'un haut niveau de chômage.

Compte tenu de ces hypothèses, on montre que chaque région a une courbe de salaire convexe et décroissante[10]. Si les deux régions ont le même niveau d'assurance chômage ou de transferts — $b = \beta$ —, elles ont une courbe de salaire commune donnée par [3] :

$$w = e + b + \{(e\delta)/(1 - \delta)[1 - \alpha(U)]\} \qquad [3]$$

Ainsi, selon ce modèle, les salaires actuels et le chômage sont négativement reliés dans le cadre de la condition d'absence de tire-au-flanc.

## 2. Statut du travail, salaire d'efficience et

[7] En particulier le modèle de Harris et Todaro [1970].

[8] Le modèle de base suit la présentation de Blanchflower, Oswald [1994].

[9] Il doit trouver ailleurs un travail avec un effort e.

[10] La convexité de la courbe de salaire provient de la convexité de $\alpha$(U).

**chômage**

Le modèle de base précédent peut cependant être amendé en tenant compte du différentiel de comportement en termes d'effort inhérent au statut du travail. En effet, comme cela a été précédemment indiqué, le risque de sanction disciplinaire en termes de licenciement pour les travailleurs protégés est probablement moins élevé que pour ceux qui ont des emplois précaires. D'une part, beaucoup de salariés protégés sont localisés dans le secteur public[11]. Or, dans ce dernier, les relations professionnelles sont organisées par le statut des fonctionnaires — fonction publique — ou des lois spécifiques — entreprises publiques —, et les licenciements, en période normale[12], n'interviennent réellement que pour sanctionner des fautes graves. D'autre part, le licenciement des travailleurs qualifiés représente un coût plus important pour les entreprises qui ont participé à l'investissement en capital humain. Dans ces conditions, on peut escompter un niveau de désincitation plus élevé pour les travailleurs protégés que pour les salariés non protégés.

Supposons que, pour une région donnée, les travailleurs non protégés aient un niveau d'effort $e_{np}$ supérieur à celui des salariés protégés $e_p$, soit $e_{np}>e_p$. En outre, $W_p>W_{np}$. La relation [3] implique alors deux conditions d'équilibre d'absence de tire-au-flanc[13], l'une pour les travailleurs protégés [4] et l'autre pour les individus ayant un emploi précaire [5][14] :

$$w_p = e_p + b + \{(e_p\delta)/(1 - \delta)[1 - \alpha(U)]\} \quad [4]$$

$$w_{np} = e_{np} + b + \{(e_{np}\delta)/(1 - \delta)[1 - \alpha(U)]\} \quad [5]$$

Par ailleurs, on admet que les salaires des travailleurs protégés, bien supérieurs à ceux des employés non protégés[15], contrebalancent largement le différentiel de désincitation. De ce fait, la courbe exprimant la condition d'équilibre d'absence de tire-au-flanc pour les travailleurs non protégés doit être située au-dessous de celle des travailleurs protégés.

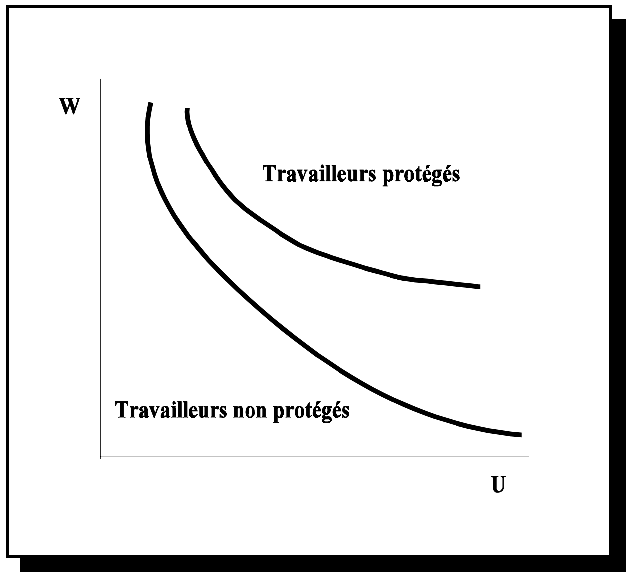



**Figure 1 : Courbes d'équilibre d'absence de tire-au-flanc pour une région donnée selon le statut du travail**

Mais, on montre que la pente de la première est plus élevée que celle de la seconde[16]. En d'autres termes, plus le niveau d'effort est élevé, plus la réponse en termes absolus du salaire doit être forte à l'égard du chômage. La figure 1 résume cette situation. Dans ces conditions, on doit s'attendre à ce que la flexibilité des gains réels des travailleurs non protégés, relativement au chômage, soit plus forte que pour les salariés bénéficiant d'une certaine protection sur le marché du travail ou disposant d'un capital humain substantiel.

La présente étude se propose d'estimer les relations [3] à [5]. Toutefois, une telle approche appelle quelques précisions additionnelles.

Premièrement, dans les pays en développement, en général, et au Burkina Faso, en particulier, la valeur de b — les revenus des chômeurs — ne dépendent pas d'une assurance chômage, mais de gains annexes, notamment ceux liés au travail indépendant et aux transferts. A cet égard, l'enquête auprès des ménages, sur laquelle repose cette recherche, montre que les sources de revenus des ménages lorsque le chef est au chômage proviennent de transferts — 52,5 pour cent —, de profits non agricoles — 27,7 pour cent — de salaires — 9,5 pour cent — et de profits agricoles — 7,6 pour cent. En fait, il existe des différences spatiales. Dans les ménages dont le chef est au chômage, la contribution des revenus de transferts et des salaires est plus importante dans les grandes villes que dans les petits

---

[11] Dans le cas du Burkina Faso, 80 pour cent. Ce point sera abordé ultérieurement.

[12] C'est-à-dire en dehors des cas où les entreprises sont supprimées, privatisées ou restructurées.

[13] Egalisation de l'utilité escomptée d'absence de tire-au-flanc et de l'utilité de tirer-au-flanc.

[14] On suppose que les niveaux relatifs d'effort selon les statuts du travail sont les mêmes pour les deux régions. La démonstration est identique à celle qui est présentée par Blanchflower et Oswald, — Blanchflower, Oswald [1994] — à savoir un différentiel de niveau d'effort pour l'ensemble des travailleurs entre deux régions.

[15] Dans le cas du Burkina Faso, les salaires moyens des salariés protégés sont plus de deux fois supérieurs à ceux des salariés non protégés.

[16] En effet, Blanchflower et Oswald, raisonnant dans le cas de deux régions, montre que : $\partial w/\partial e=1+\delta/\{(1-\delta)[1-\alpha(U)]\}>0$ et $\partial^2 w/\partial U\partial e=[\delta/(1-\delta)]\{[1-\alpha(U)]^{-2}\alpha'(U)\}<0$.

centres urbains[17]. Par conséquent, toutes choses égales par ailleurs, le modèle précédent enseigne que les employeurs doivent verser des salaires plus élevés dans les grandes villes que dans les petites agglomérations, et qu'il importe de contrôler l'estimation économétrique par la localisation géographique afin de ne pas biaiser les paramètres estimés. Ainsi, une région avec une valeur de b plus élevée aura une courbe de salaire plus haute — verticalement. Deuxièmement, compte tenu des hypothèses du modèle concernant la migration — coûteuse, rationnelle et prudente — la relation entre le chômage retardé et le salaire est probablement plus négative que celle qui prévaut entre ce dernier et le chômage courant. Troisièmement, le modèle suppose l'absence de migration au cours d'une période donnée, c'est-à-dire l'exogénéité de la population active dans une région donnée. Dans ces conditions, les décisions de migration sont réalisées en fonction de valeurs permanentes du chômage et des salaires. En contrôlant par les avantages non monétaires inhérents à une région donnée, il est possible d'avoir une relation positive entre le chômage et les gains seulement en termes escompté ou permanent. A cet égard, les données montrent que parmi les salariés, seulement 2,7 pour cent ont migré au cours des douze derniers mois, bien que 60,3 pour cent n'aient pas toujours résidé dans la localité où ils se trouvaient au moment de l'enquête. En outre, les motifs de la migration des salariés les plus importants ont été la recherche d'un emploi — 38,0 pour cent —, une nouvelle affectation — 31,1 pour cent — et l'accompagnement familial — 13,8 pour cent.

## 3. Contexte macroéconomique et environnement analytique

La présente recherche se propose d'examiner la relation entre les salaires et le chômage dans le cas du Burkina Faso. Examinons préalablement le contexte macroéconomique et l'environnement analytique.

### 1. Déséquilibres et ajustements

Avec un produit national brut par habitant d'environ 300 dollars en 1994 — 800 dollars internationaux[18] — le Burkina Faso est l'un des pays en développement les moins avancés. En 1994-95, l'incidence de la pauvreté parmi les ménages était de 34,6 pour cent[19] — 41,1 et 7,4 pour cent, respectivement, en milieux rural et urbain —, tandis qu'un faible niveau de développement humain caractérise l'ensemble du pays[20]. La géographie[21] et l'histoire[22] expliquent en grande partie les atermoiements du processus de transition économique de ce pays, et le fait que pendant les deux premières décennies de l'indépendance, le cheminement du développement se soit fortement appuyé sur les dotations en ressources. En effet, l'enclavement, la faiblesse du marché interne, l'insuffisance du capital humain, l'inadaptation des technologies, l'inefficacité du contexte institutionnel et législatif, et l'absence de gisements de minerais connus, ont empêché la mise en œuvre d'une stratégie d'industrialisation basée sur la substitution des importations ou l'exploitation minière. De ce fait, le processus de développement du Burkina Faso demeure encore largement axé autour de trois principaux éléments : (i) courant important d'émigration vers les pays voisins permettant de contenir une croissance démographique rapide, tout en assurant au pays des ressources financières importantes ; (ii) exportations de bétail dans les pays de la région ; (iii) développement de cultures de rente — coton, arachide.

Bien qu'une gestion économique prudente ait contribué à renforcer ces piliers du développement[23], cette stratégie a engendré des résultats mitigés au début des années 1980 : faible progression du niveau

---

[17] Par exemple, à Ouagadougou et Bobo-Dioulasso, les revenus de transferts, de salaires, de profits non agricoles et agricoles sont, respectivement, de 55,7, 10,7, 28,0 et 2,6 pour cent. Par contre, dans les petites villes, les valeurs respectives sont de 43,0, 8,3, 40,5 et 5,4 pour cent.

[18] Estimation selon la parité de pouvoir d'achat. Banque mondiale [1996]. En 1995, le produit intérieur brut par habitant est d'environ 86 000 F.Cfa. Ministère de l'économie et du plan, Gtz [1995].

[19] Selon les données de l'enquête prioritaire de 1994-95, en prenant en compte un seuil de pauvreté de 41 099 francs CFA par habitant en octobre 1994. Pour l'ensemble du pays, l'incidence de la pauvreté parmi les individus est de 44,5 pour cent.

[20] L'espérance de vie à la naissance — 49 ans en 1994 — et le taux d'alphabétisme des adultes — 19 pour cent en 1995 — sont parmi les plus faibles en Afrique au sud du Sahara. Banque mondiale [1996]. Toutefois, selon les données de l'Institut national de la statistique et de la démographie, la dernière estimation de l'espérance de vie à la naissance serait celle de 1993, soit 52,2 ans. En 1993, l'indicateur de développement humain n'était que de 0,225, ce qui correspondait à une espérance de vie à la naissance de 47,5 ans, à un taux d'alphabétisation des adultes de 18 pour cent et à un taux de scolarisation, tous niveaux confondus, de 19 pour cent. Pnud [1996].

[21] Précarité des ressources et leur dégradation.

[22] D'une part, les hésitations et les négligences de la colonisation, d'autre part, l'instabilité politique au début des années 1960 et 1980.

[23] Notamment par des politiques de prix et de fourniture de facteurs de production appropriées dans le secteur du coton, et par des investissements publics substantiels en matière d'élevage et de cultures commerciales.

de vie[24], accroissement du déficit commercial, auto-suffisance alimentaire précaire, secteur industriel embryonnaire, faiblesse du développement humain, forte dépendance à l'égard de l'aide internationale et vulnérabilité aux chocs exogènes. Ainsi, entre 1983 et 1989, les nouveaux dirigeants, tout en essayant de rationaliser les finances publiques, mirent l'accent sur l'essor des secteurs agricole — commercial et vivrier — minier et informel, et le développement humain. Malgré les aspects positifs de ce nouveau cheminement du développement[25], au début des années 1990, la structure de l'économie burkinabè était assez proche de celle qui prévalait dans les premières années de l'indépendance. Elle reste dominée par l'agriculture[26] et le secteur public[27], tandis que le secteur informel joue un rôle essentiel. En outre, l'économie du Burkina Faso souffre de la faible efficacité des investissements publics et de rigidités structurelles qui entravent la réalisation du potentiel de croissance. Par ailleurs, les déséquilibres des comptes extérieurs et des finances publiques handicapent considérablement la situation financière du pays. En 1990, le déficit des opérations financières de l'Etat — base engagement —, la dette publique extérieure et le déficit du compte courant s'élevaient, respectivement, à 2,2, 25,7 et 9,9 pour cent du produit intérieur brut[28].

Ce contexte explique la mise en place des programmes d'ajustement structurel à partir du début des années 1990 — 1991 et 1994. Afin de réduire de façon durable la pauvreté, le gouvernement s'est employé à lever les contraintes principales qui freinent la croissance économique à long terme, à savoir la croissance démographique, le faible développement des ressources humaines et la dégradation de l'environnement. Pour atteindre ces objectifs, la stratégie du gouvernement s'est appuyée sur plusieurs réformes structurelles — programme de privatisations, en particulier —, assorties d'une gestion macro-économique visant le rétablissement des équilibres de base — notamment du compte courant, de manière à rétablir une position extérieure viable à partir de 1995 — grâce à une maîtrise de la demande globale. A la fin de 1995, les mesures d'ajustement économique préalablement mises en œuvre — réforme fiscale, limitation des dépenses de l'Etat, notamment en ce qui concerne la masse salariale, dévaluation, réformes structurelles concernant le secteur public et le système bancaire — semblent avoir contribué à réduire les déséquilibres internes et externes et à dynamiser le potentiel productif[29]. En 1995, le produit intérieur brut a progressé de 4,2 pour cent — alors qu'il avait quasiment stagné depuis 1991 —, ce qui implique un rehaussement du niveau de vie par habitant d'environ 1,4 pour cent[30]. Le taux d'inflation a été ramené à 3,9 pour cent en 1995 — contre 29,1 pour cent en 1994 à la suite de la dévaluation — tandis que le déficit budgétaire est passé de 3 à 0,2 pour cent du produit intérieur brut entre 1993 et 1995. Toutefois, le déficit extérieur du compte courant — non inclus les transferts officiels — est resté inchangé depuis 1994 — 13 pour cent du produit intérieur brut — compte tenu d'une reprise des importations de biens d'équipement. Sans aucun doute, les effets de la dévaluation semblent maîtrisés[31], tandis que l'agriculture — notamment les produits d'exportation non traditionnels — et l'élevage ont retrouvé un certain dynamisme[32].

Ce nouveau cheminement de l'économie burkinabè n'a pas fondamentalement modifié la dimension sociale du développement. Le Burkina Faso demeure un pays à très faible développement humain. En outre, bien que l'incidence du chômage pour l'ensemble du pays ne soit que de 2,5 pour cent, le taux de chômage des deux plus grandes villes — Ouagadougou et Bobo-Dioulasso — était de 18 pour cent à la fin de 1994[33]. Certes, il se pourrait que des progrès aient été réalisés à la suite du nouveau

[24] Le produit intérieur brut a augmenté de 1 pour cent en moyenne pendant les deux premières décennies de développement.

[25] Entre 1982 et 1988, compte tenu de la nouvelle impulsion donnée à l'agriculture, au secteur minier, au secteur informel, et, dans une moindre mesure, au secteur manufacturier essentiellement public, le produit intérieur brut par habitant augmenta annuellement de 3,1 pour cent — 0,3 pour cent entre 1985 et 1995. Ministère de l'économie et du plan, Gtz [1995].

[26] L'agriculture représente un tiers environ du PIB et constitue encore la principale source d'emplois — plus de 80 pour cent de la population active — et de revenus. L'activité agricole la plus importante est liée aux cultures vivrières traditionnelles, tandis que le coton est la principale culture de rente.

[27] Malgré une rapide expansion récente du secteur minier, le secteur secondaire reste peu développé, tandis que le secteur manufacturier demeure embryonnaire. Le secteur para-public représente la quasi-totalité du secteur industriel moderne, et l'administration publique prédomine largement dans le secteur tertiaire.

[28] Ministère de l'économie et du plan, Gtz [1995].

[29] Fonds monétaire international [1996].

[30] Toutefois, selon certaines estimations, le produit intérieur brut aux prix de 1985 aurait augmenté de 7,1 pour cent en 1995, soit 3,2 pour cent annuellement entre 1990 et 1995. Ministère de l'économie et du plan, Gtz [1995].

[31] En 1994, l'inflation était limitée à 30 pour cent et les salaires n'avaient pas enregistré de hausses exorbitantes — 4 à 8 pour cent dans le secteur privé et 10 pour cent dans le secteur public.

[32] Toutefois, l'industrie et les services n'ont pas bénéficié de la relance, sauf quelques productions de biens de substitution aux importations.

[33] 18,2 pour cent à Ouagadougou. En 1992, le taux de chômage de la capitale était estimé à 25 pour cent environ. Voir Sanou, Lachaud [1993]. Toutefois, les données entre les deux dates ne sont pas, la plupart du temps, comparables.

dynamisme de l'économie burkinabè au milieu des années 1990. En effet, une étude récente, fondée sur les données de l'enquête prioritaire de 1994-95, indique qu'au cours de la période 1990-95, selon le niveau de vie et la mesure de la pauvreté retenus, cette dernière aurait diminué annuellement au rythme de 4 à 7 pour cent[34]. Malgré tout, les défis auxquels le Burkina Faso est confronté sont considérables, et justifient l'adoption d'une stratégie à moyen et long terme de développement humain durable dont les objectifs, d'ici l'an 2005, sont : (i) croissance annuelle du PIB par habitant de 3 pour cent au minimum ; (ii) doublement du taux d'alphabétisation de 20 à 40 pour cent ; (iii) augmentation d'environ 10 ans de l'espérance de vie pour la porter à 57 ans. Ainsi, au cours de la période 1996-98, il est prévu de rehausser le taux de création de richesses à 5,5 pour cent en 1998, de ramener la taux d'inflation à 3 pour cent et de réduire le déficit extérieur du compte courant à 10 pour cent du produit intérieur brut[35]. De telles perspectives nécessitent la mise en œuvre d'une stratégie axée principalement autour des éléments suivants pour la période 1996-98 : (i) poursuite du processus de stabilisation de la demande ; (ii) orientation libérale de l'économie et rationalisation accrue du secteur public ; (iii) renforcement de l'environnement institutionnel — gouvernance —, en particulier en ce qui concerne le cadre juridique ; (iv) développement des ressources humaines ; (v) effort accru en matière d'environnement — lutte contre la désertification et gestion durable des ressources naturelles.

## 2. Sources statistiques et options méthodologiques

La principale source d'information utilisée dans la présente étude provient de l'exploitation de la base de données de l'enquête prioritaire, réalisée par l'Institut national de la statistique et de la démographie entre octobre 1994 et janvier 1995. Il s'agit d'une enquête nationale effectuée auprès de 8 700 ménages[36], ayant pour base de sondage — stratifié à deux degrés — l'enquête démographique de 1991. Les informations utilisées proviennent uniquement du questionnaire relatif aux ménages, ce dernier comprenant les informations suivantes : renseignements sur le chef de ménage, composition démographique du ménage, santé, éducation — 6 ans et plus —, emploi — principal, secondaire et précédent pour les personnes âgées de 10 ans et plus —, logement et confort, bétail et exploitation agricole, entreprises et activités non agricoles, accès aux services de base — école primaire et secondaire, centre de santé et marché —, dépenses, revenus et avoirs du ménage[37]. Bien qu'une première analyse des informations ait été réalisée au cours de l'année 1995[38], la présente recherche s'inscrit dans le cadre d'un objectif plus spécifique qui est d'approfondir certaines sujets inhérents aux relations entre la pauvreté, la vulnérabilité et la participation au marché du travail.

La présente étude concerne les salariés en milieu urbain. A cet égard, la répartition des statuts d'emploi au Burkina Faso montre la prédominance de l'emploi rural. Cette stratification géographique de l'emploi a deux conséquences. Tout d'abord, si l'on tient compte des aides familiaux, très nombreux dans le secteur rural, l'emploi salarié ne concerne que 3,7 pour cent de l'emploi total. Toutefois, la part du salariat s'élève à 12,2 pour cent si l'on exclut des actifs la catégorie des aides familiaux. Ensuite, la division spatiale de l'emploi recoupe largement les formes de travail. En effet, alors que la quasi-totalité et la moitié des emplois à propre compte, respectivement, agricoles et non agricoles sont localisés dans le secteur rural, ce dernier n'englobe environ que le quart du salariat. Ainsi, les trois quarts des emplois salariés — plus de la moitié dans la capitale, Ouagadougou — sont exercés en milieu urbain. Le fait que le taux de salariat soit faible au Burkina Faso ne doit pas être oublié lors de l'interprétation des résultats.

En réalité, la présente recherche opère la distinction entre deux catégories de salariés en fonction du critère de protection du travail[39]. Les salariés protégés sont les salariés des secteurs public et privé ayant les caractéristiques suivantes : (i) exercice d'un emploi permanent ; (ii) droit à une pension de retraite dans ce travail ; (iii) couverture sociale formelle — Carfo, Cnss ou assurances ; (iv) droit à des congés payés. Les salariés n'ayant pas l'ensemble de ces caractéristiques sont considérés comme non protégés[40]. Cette distinction appelle une observation importante. Le fait que certains salariés soient «protégés» selon les critères précédents n'implique pas l'absence de vulnérabilité. Il en est

---

[34] Voir Lachaud [1996].

[35] Les arriérés intérieurs doivent être éliminés d'ici 1998, les arriérés extérieurs ayant été apurés.

[36] En fait, les fichiers disponibles comportent 8 642 ménages. Cette investigation statistique comporte quelques incertitudes statistiques et méthodologique. Voir sur ce point, Lachaud [1997].

[37] Une présentation détaillée de l'enquête est contenue dans Institut national de la statistique et de la démographie [1994a].

[38] Institut national de la statistique et de la démographie [1996a], [1996b].

[39] Cette approche est développée dans Lachaud [1994a].

[40] De ce fait, quelques salariés non protégés peuvent bénéficier d'une quelconque caractéristique de protection.

ainsi parce que, d'une part, la sécurité n'est jamais totale et, d'autre part, les informations relatives à la protection sont incomplètes — absence d'indication sur la nature des contrats de travail, par exemple. Toutefois, l'idée base est d'appréhender des degrés de vulnérabilité. Dans cette optique, le degré de certitude de la continuité du travail, le contrôle du travail et la protection sociale sont des attributs importants qui confèrent à ceux qui en bénéficient — les salariés protégés — une insécurité en termes de bien-être moindre que ceux qui en sont exclus — les salariés non protégés. A cet égard, il importe de souligner que les segments protégés et non protégés du salariat chevauchent la distinction public-privé. En effet, l'incidence du salariat protégé est de 81,2 et 22,3 pour cent, respectivement, dans les secteurs public et privé. Cela signifie que la localisation dans le secteur public ne garantit pas l'absence de vulnérabilité. En fait, on remarque que près de 75 pour cent des salariés non protégés sont au mieux des ouvriers semi-qualifiés, alors qu'environ 55 pour cent des salariés protégés appartiennent à des catégories professionnelles supérieures ou égales à celle des agents de maîtrises. Ceci explique que plus du quart des premiers exercent un emploi non permanent.

L'estimation économétrique de la courbe de salaire en milieu urbain appelle plusieurs observations. En premier lieu, les paramètres de l'équation de gains — courbe de salaire — ont été déterminés selon plusieurs procédures. Tout d'abord, il a été tenu compte du biais de sélection, le cœfficient inverse de Mills ayant été estimé à l'aide des modèles binaires logit et probit, et du modèle polytomique logit. Dans le premier cas, la variable dépendante prend la valeur un si les individus — 10 ans et plus, et non en cours de scolarisation[41] — sont salariés et zéro dans le cas contraire. Par contre, le modèle multinomial considère que les individus déterminent simultanément leur participation au marché du travail et le choix sectoriel de l'emploi, la variable dépendante prenant les valeurs un, deux, trois et quatre, selon que les individus sont, respectivement, inactifs/chômeurs, agriculteurs — en milieu urbain —, travailleurs indépendants non agricoles et salariés. Les variables indépendantes se réfèrent aux caractéristiques individuelles — instruction, expérience potentielle[42], sexe, statut de chef de ménage, statut matrimonial, appartenance ethnique et localisation géographique — et du ménage auxquels les individus appartiennent — montant des revenus de transferts, nombre de femmes de 15 ans et plus et nombre d'enfants de 7 ans et moins. Le tableau A1 en annexe affiche les résultats obtenus des équations de participation binaires logit et probit[43], et montre que la plupart des variables pris en compte sont statistiquement significatives. En outre, les deux modèles produisent des résultats quasi-similaires. Ensuite, les paramètres de la courbe de salaire ont été estimés en l'absence du biais de sélection.

En deuxième lieu, l'équation de la courbe de salaire a été déterminée selon plusieurs spécifications économétriques. Premièrement, la procédure de base prend en considération les éléments suivants. La variable dépendante est le logarithme des salaires mensuels réels inhérents à l'activité principale. En effet, ces derniers ont été actualisés dans l'espace — base Ouagadougou — et dans le temps — aux prix d'octobre 1994 — à l'aide d'indices de prix appropriés[44]. Par ailleurs, les variables indépendantes se rapportent aux individus — instruction, expérience potentielle, sexe, statut de chef de ménage, statut matrimonial, appartenance ethnique, statut du travail protégé ou non protégé, branche d'activité, localisation géographique, taux de chômage et biais de sélection. Dans ce contexte, et compte tenu des développements théoriques précédents, le taux de chômage a été déterminé selon deux optiques. D'une part, le taux de chômage — rapport entre les chômeurs et les actifs — a été déterminé par rapport à une courte période de référence, les 7 derniers jours. Il s'agit du chômage actuel ou courant. D'autre part, le taux de chômage inhérent aux 12 derniers mois a été calculé afin de prendre en considération le chômage retardé. Mais, dans les deux cas, les taux de chômage se réfèrent à la moyenne des taux de chômage selon les agglomérations urbaines, que l'on attribue à tous les individus appartenant respectivement à ces dernières — tableau 1. A cet égard, on notera que les taux de chômage retenus ont concerné 16 villes. Deuxièmement, lors de la mise en œuvre d'autres procédures économétriques, la forme quadratique ou logarithmique du taux de chômage a également été utilisée, consécutivement ou non avec la prise en compte du biais de sélection, et les modèles logit et probit. L'objectif était de tester la sensibilité de l'élasticité des salaires par rapport au taux de chômage selon diverses spécifications économétriques — tableau 2.

En troisième lieu, l'examen de la variation de l'élasticité des salaires a été réalisé en désagrégeant l'échantillon global en sous-groupes. A cet égard, la

[41] En fait, il s'agit des individus de 15-65 ans, puisque dans l'échantillon un seul individu a plus de 65 ans, et 0,5 pour cent ont moins de 15 ans.

[42] Age moins les années d'instruction et moins 7 ans. Bien que déjà utilisées, les informations relatives à l'expérience spécifique sont incertaines.

[43] Les équations du modèle logit multinomial ne sont pas présentées.

[44] L'enquête a débuté en octobre 1994 et s'est terminée en février 1995.

partition a été effectuée selon l'âge — plus ou moins 25 ans —, l'expérience potentielle — plus ou moins 10 années d'expérience potentielle —, le niveau d'instruction, le statut du travail — protégé et non protégé —, l'appartenance sectorielle — public et privé — et le sexe — tableau 3[45].

## 4. Salaires et chômage urbains : une relation inverse

### 1. Salaires et chômage : relation de base

Les résultats des estimations économétriques suggèrent les commentaires suivants.

Premièrement, le tableau 1 met bien en évidence la relation inverse entre le logarithme des salaires réels et le taux de chômage des 12 derniers mois — taux de chômage retardé[46]. Par contre, le cœfficient relatif au chômage courant, bien que plus faible, n'est pas significatif, résultat cohérent avec le modèle théorique précédemment exposé. A cet égard, l'élasticité des salaires par rapport au chômage retardé est de -0,258. Cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, un doublement du taux de chômage implique une réduction des salaires réels de 25,8 pour cent. Un tel résultat confirme ceux obtenus récemment pour la Côte d'Ivoire pour le milieu des années 1980. Néanmoins, dans le cas du Burkina Faso, l'élasticité apparaît deux fois plus élevée que dans le cas de la Côte d'Ivoire[47] — ainsi que des pays industrialisés[48].

Deux éléments peuvent être avancés pour expliquer ce différentiel de flexibilité des salaires par rapport au taux de chômage retardé. Tout d'abord, comme cela a été précédemment souligné, au Burkina Faso, le salariat est relativement peu développé. Dans les zones urbaines, il ne concerne que 16,8 pour cent de l'ensemble des individus de 14 ans à 60 ans, contre 44,8 pour cent en Côte d'Ivoire[49]. Dans ces conditions, les déséquilibres sur le marché du travail peuvent concourir à renforcer la marge de manœuvre des employeurs en période de récession. Ensuite, les résultats obtenus pour la Côte d'Ivoire sont fondés sur les données de 1985-87. Or, dans le cas burkinabè, l'analyse utilise les informations de l'enquête prioritaire de 1994-95. Par conséquent, la crise économique qui sévit dans la plupart des pays d'Afrique, en général, et au Burkina Faso, en particulier, a pu contribuer à accentuer la flexibilité des rémunérations dans les zones urbaines, toutes choses égales par ailleurs. A cet égard, l'analyse montre précisément que la pauvreté s'est accrue au cours de la période 1990-95 en milieu urbain[50].

Deuxièmement, le tableau 2 produit d'autres résultats remarquables que l'on peut commenter comme suit.

Tout d'abord, l'estimation économétrique de la courbe de salaire en l'absence de biais de sélection conduit à des valeurs de l'élasticité des salaires par rapport au taux de chômage comparables — -0,041 et -0,251 pour le chômage courant et le chômage retardé. De même, les modèles probit et logit multinomial avec biais de sélection engendrent une élasticité des salaires quasi-identique à celle obtenue avec le modèle logit binaire — -0,260 et -0,269, respectivement, contre -0,258.

Ensuite, la prise en compte d'une forme quadratique ou logarithmique du taux de chômage ne modifie que marginalement la valeur des élasticités. Lorsque le taux de chômage est élevé au carré, l'élasticité équivaut à -0.263, alors que la forme logarithmique induit une valeur de cette dernière de 0,186. Dans ces conditions, la forme du modèle économétrique retenu et la spécification des variables indépendantes influencent très marginalement les résultats obtenus.

Enfin, si la non prise en compte du statut du travail — protégé et non protégé — n'altère pas le

[45] Dans chacune des situations, le test de Chow est présenté.

[46] Il est cependant nécessaire de noter que la détermination du taux de chômage des 12 derniers mois à partir de l'enquête prioritaire de 1994-95 est incertaine. Pour une discussion de cette question, voir Lachaud [1997].

[47] Hoddinott [1996] trouve pour la Côte d'Ivoire une élasticité des salaires par rapport au taux de chômage retardé de 0,119 avec des données inhérentes aux enquêtes Lsms de 1985-87, ce résultat étant proche de ceux qui prévalent dans les pays industrialisés.

[48] On rappelle que dans les pays industrialisés, l'élasticité des salaires par rapport au chômage est estimée à environ 0,1. Voir Blanchflower, Oswald [1994].

[49] Cela concerne 15 pour cent de l'ensemble des individus de 10 ans et plus, et 23,1 pour cent des actifs ayant entre 14 et 60 ans.

[50] En effet, au cours de la période 1990-95, selon le niveau de vie et la mesure de la pauvreté retenus, cette dernière aurait diminué annuellement au rythme de 4 à 7 pour cent. En fait, la réduction de la pauvreté nationale est surtout due à une réduction de la pauvreté rurale, le niveau de vie ayant diminué en milieu urbain au cours de la première moitié des années 1990. A cet égard, au cours de cette période, selon les mesures de la pauvreté, cette dernière aurait augmenté annuellement en moyenne de 5 à 7 pour cent dans les zones urbaines burkinabè, toutes choses égales par ailleurs. Par contre, le niveau de vie du secteur rural aurait crû à un rythme annuel moyen par tête de 5,8 pour cent entre 1990 et 1995. Voir le chapitre 6 de l'ouvrage, Lachaud [1997] pour une analyse de cette question.

**Tableau 1 : Coefficients des équations de gains des salariés — 10 ans et plus en non en cours de scolarisation**

| Paramètre / Variables | Equation I[1] β | Equation I[1] t[2] | Equation II[1] β | Equation II[1] t[2] | Moyenne |
|---|---|---|---|---|---|
| **Constante** | 9,0536 | 23.3845* | 8.8390 | 21,9782* | - |
| **Instruction (années)** | 0,0885 | 7.2598* | 0,0894 | 7,2753* | 7,1606 |
| **Expérience professionnelle (années)** | | | | | |
| Expérience générale | 0,0450 | 3.5762* | 0,0454 | 3,5562* | 19,9388 |
| (Expérience générale)$^2$ | -0,0003 | -0,9703 | -0,0003 | -0,9596 | 501,8988 |
| **Sexe masculin** | 0,0080 | 0,0977 | 0,0051 | 0,0617 | 0,8125 |
| **Chef de ménage** | 0,0504 | 0,4482 | 0,0358 | 0,3178 | 0,6893 |
| **Marié** | -0,0667 | -0,9541 | -0,0572 | -0,8146 | 0,5597 |
| **Ethnie[3]** | | | | | |
| Dioula et assimilés | 0,0388 | 0,7257 | 0,0596 | 1,1098 | 0,2304 |
| Peuhl | 0,2116 | 0,9043 | 0,2043 | 0,8894 | 0,0154 |
| **Salarié protégé[4]** | 0,5005 | 8.8455* | 0,4966 | 8,8026* | 0,5446 |
| **Branche d'activité[5]** | | | | | |
| Commerce | -0,0860 | -0,9965 | -0,0851 | -0,9824 | 0,1208 |
| Services | 0,2102 | 3,6429* | 0,2091 | 3,6158* | 0,6517 |
| **Localisation géographique[6]** | | | | | |
| Ouest | -0,9369 | -7,4298* | -0,8577 | -6,6312* | 0,0374 |
| Sud & Sud-Ouest | 0,1643 | 2,2914* | 0,1710 | 2,3479* | 0,0558 |
| Centre Nord | 0,2333 | 2,0740* | 0,3301 | 2,8481* | 0,0339 |
| Centre Sud | 0,2815 | 3,6628* | 0,2188 | 3,0714* | 0,0583 |
| Nord | -0,9934 | -8,4288* | -0,8595 | -6,9358* | 0,0053 |
| **Chômage** | | | | | |
| Taux de chômage retardé[7] | -1.6367 | -2,9198* | - | - | 0,1575 |
| Taux de chômage courant[8] | - | | -0,3242 | -0,5407 | 0,1729 |
| **Lambda - Mills - (λ)** | -0,1803 | -2,0546* | -0,1768 | -1,9962* | 1,2006 |
| $R^2$ ajusté | | 0,5294 | | 0,5271 | |
| F (sig F) | | 83,4519 (0,000) | | 82,6797 (0,000) | |
| N pondéré | | 1320 | | 1320 | |

(1) La variable dépendante est le logarithme du salaire réel de l'activité principale au cours des 30 derniers jours - base Ouagadougou et octobre 1994 ; (2) Probabilité «two-tailed» que le cœfficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur-type ; par ailleurs, les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédacité — correction de White ; (3) Base = Mossi et assimilés — y compris quelques étrangers ; (4) Base = Salariés non protégés ; (5) Base = industrie et divers ; (6) Base = Ouagadougou (capitale) et Bobo-Dioulasso ; (7) 12 derniers mois ; (8) 7 derniers jours.
Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.
*Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 — pondération normalisée.*

**Tableau 2 : Courbes de salaire et spécifications économétriques — 10 ans et plus en non en cours de scolarisation, sauf indication contraire[1]**

| Paramètres / Spécification | Coefficient | statistique t[2] | Elasticité |
|---|---|---|---|
| Logit, correction du biais de sélection | | | |
| *Chômage courant* | -0,32423 | -0,54077 | -0,056 |
| *Chômage retardé* | -1,63671 | -2,91986* | -0,258 |
| *Chômage retardé — ≥ 15 ans* | -1,60489 | -2,87245* | -0,253 |
| Logit, absence de correction du biais de sélection | | | |
| *Chômage courant* | -0,23850 | -0,39843 | -0,041 |
| *Chômage retardé* | -1,59339 | -2,83359* | -0,251 |
| Logit, correction du biais de sélection | | | |
| *Chômage retardé* | -8,92648 | -1,97845* | -0,263 |
| *(Chômage retardé)²* | 23,03700 | -1,66508** | - |
| Logit, correction du biais de sélection | | | |
| *Log du chômage retardé* | -0,18619 | -2,43984* | -0,186 |
| Logit, correction du biais de sélection, sans statut | | | |
| *Chômage retardé* | -1,42007 | -2,39906* | -0,224 |
| Logit, correction du biais de sélection et sans localisation | | | |
| *Chômage retardé* | 0,01632 | 0,03449 | 0,003 |
| Probit, correction du biais de sélection | | | |
| *Chômage retardé* | -1,64972 | -2,94555* | -0,26 |
| Probit, correction du biais de sélection et éducation par niveau | | | |
| *Chômage retardé* | -1,77561 | -2,92805* | -0,28 |
| Logit multinomial, correction du biais de sélection | | | |
| *Chômage courant* | -0,33038 | -0,55326 | -0,057 |
| *Chômage retardé* | -1,70730 | -3,05287* | -0,269 |

(1) Le chômage courant se réfère au taux de chômage des 7 derniers jours ; le chômage retardé se rapporte au taux de chômage des 12 derniers mois ; (2) Probabilité «two-tailed» que le cœfficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur-type ; par ailleurs, les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédacité — correction de White.
Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.
*Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 — pondération normalisée ; tableau 11.4.*

résultat de base[51], il n'en est pas de même lorsque les variables inhérentes à la localisation sont omises. En effet, dans ce cas, le cœfficient relatif au chômage retardé devient positif — et non significatif. Un tel résultat semble conforter les enseignements de la théorie précédemment exposée, indiquant que l'absence de contrôle de la localisation géographique peut conduire à rendre équivoque deux effets dans le contexte d'une demande de travail donnée. D'une part, la disponibilité d'opportunités de revenus non salariaux — emplois indépendants, transferts — suggère une relation positive entre les salaires et le chômage. D'autre part, l'hypothèse de tire-au-flanc propose une relation négative entre ces deux dernières variables. Ainsi, il apparaît logique que la prise en compte de la localisation géographique réduise l'ampleur du cœfficient inhérent au chômage. Il est à remarquer que si la valeur des élasticités du Burkina Faso diffère par rapport à celles qui ont été estimées pour la Côte d'Ivoire, les divers résultats engendrés par les précédentes spécifications économétriques sont comparables et conduisent à des conclusions identiques. A cet égard, il serait opportun de tester la solidité d'une telle analyse à l'aide de données inhérentes à d'autres pays d'Afrique.

## 2. Salaires, chômage et vulnérabilité

La désagrégation de l'échantillon global permet de tester quelques aspects additionnels du cadre d'analyse théorique présenté par Blanchflower et Oswald — tableau 3.

Tout d'abord, on peut s'attendre à ce que les licenciements des individus ne fournissant pas un effort suffisant soient moins importants pour ceux qui ont investi en capital humain spécifique à l'entreprise que pour les autres. C'est effectivement ce qui semble apparaître lorsque l'échantillon est divisé selon l'âge ou l'expérience potentielle des individus[52]. En effet, on observe que les élasticités des salaires par rapport au taux de chômage retardé sont égales à -0,998 et -0,227, respectivement, lorsque les individus ont 25 ans et moins, et plus de 25 ans. De même, la valeur de l'élasticité croît légèrement avec la diminution de l'expérience potentielle. En outre on note que l'élasticité des salaires diminue avec l'élévation du niveau d'instruction. Ainsi, les valeurs de cette dernière sont de -0,626 et -0,115, respectivement, lorsque les individus ont acquis au plus le niveau primaire et ont accédé au cycle secondaire. Dans le cas du Burkina Faso, une valeur si élevée de l'élasticité pour ceux qui sont faiblement dotés en éducation n'est pas réellement surprenante, dans la mesure où la moitié des salariés — 21,6 et 73,6 pour cent, respectivement, des salariés protégés et non protégés — ont au plus le niveau primaire.

Ensuite, les tableaux 3 et 4 montrent clairement que la flexibilité des salaires réels par rapport au chômage est beaucoup plus forte pour les salariés non protégés — élasticité égale à -0,726 — que pour les salariés protégés — élasticité équivalent à -0,182. De ce fait, toutes choses égales par ailleurs, un doublement du taux de chômage induit une réduction des gains réels de 72,6 pour cent pour les salariés non protégés, mais seulement de 18,2 pour cent en ce qui concerne les salariés protégés. Par conséquent, il existe un important différentiel de flexibilité des rémunérations en fonction de l'évolution du chômage, même dans les pays en développement. Ce résultat devrait attirer l'attention des responsables de la politique économique ayant pour objectif la lutte contre la pauvreté et la vulnérabilité.

Dans la mesure où le clivage entre les salariés protégés et les salariés non protégés recoupe en grande partie le clivage public-privé, il n'est pas surprenant de constater que les élasticités soient plus élevées dans le secteur privé que dans le secteur public. Il est vrai que dans ce dernier, notamment dans la fonction publique, les salaires sont déterminés par la politique de l'Etat et que la crédibilité d'une menace de licenciement pour tire-au-flanc est faible. Effectivement, on constate que les élasticités salaires-chômage sont de -0,880 et -0,127, respectivement, dans les secteurs privé et public. Il est toutefois intéressant de noter que, même dans le secteur public, la sensibilité des salaires réels au chômage est substantielle.

Ainsi, la présente analyse montre que le rôle du chômage dans l'explication du salaire d'efficience doit être différencié selon les formes de travail. Plus la précarité du travail est élevée, plus la flexibilité des rémunérations est forte. Dans ces conditions, la vulnérabilité du travail n'est pas seulement associée à l'irrégularité des revenus consécutive au statut d'emploi et à l'absence de protection sociale, mais également à la faiblesse des gains réels imputable au comportement des employeurs lorsque l'offre de travail est excédentaire. Cela signifie que, dans le contexte d'un environnement mouvant, le risque d'insécurité en termes de bien-être est considérablement accru pour les individus ayant un statut du travail précaire ou pour les ménages dont le chef est salarié non protégé. En effet, le travail est un actif important dont la pénurie affaiblit la capacité de résistance des individus ou des groupes sociaux à des changements environnementaux.

En définitive, si les données de l'enquête

[51] Dans ce cas, l'élasticité est de -0,224. L'analyse de l'influence du statut du travail sur la valeur de l'élasticité est examinée plus loin.

[52] On rappelle que l'expérience potentielle est déterminée en faisant la différence entre l'âge, d'une part, et 7 ans et le nombre d'années d'instruction et de formation, d'autre part.

**Tableau 3 : Courbes de salaire et décomposition de l'échantillon — 10 ans et plus en non en cours de scolarisation, sauf indication contraire[1]**

| Paramètres Spécification | Coefficient | statistique t[2] | Elasticité | Test de Chow (sig) | Taille échantillon |
|---|---|---|---|---|---|
| Logit, correction du biais de sélection | | | | | |
| *Chômage retardé — < = 25 ans* | -6,41196 | -2,74175* | -0,998 | 3,8743 | 2001120 |
| *Chômage retardé — > 25 ans* | -1,43748 | -2,69771* | -0,227 | (0,000) | |
| Logit, correction du biais de sélection | | | | | |
| *Chômage retardé — ≤ 10 ans expérience potentielle* | -2,27184 | -1,55326 | -0,362 | 2,8603 | 2411079 |
| *Chômage retardé — > 10 ans expérience potentielle* | -2,05007 | -3,25884* | -0,322 | (0,000) | |
| Logit, correction du biais de sélection | | | | | |
| *Chômage retardé — ≤ primaire* | -3,99185 | -3,33263* | -0,626 | 4,0382 | 694626 |
| *Chômage retardé — > primaire* | -0,72772 | -1,23118 | -0,115 | (0,000) | |
| Logit, correction du biais de sélection | | | | | |
| *Chômage retardé — salariés protégés* | -1,14178 | -2,37941* | -0,182 | 10,2181 | 723597 |
| *Chômage retardé — salariés non protégés* | -4,67139 | -2,61872* | -0,726 | (0,000) | |
| Logit, correction du biais de sélection | | | | | |
| *Chômage retardé — salariés du public* | -0,79291 | -1,63586 | -0,127 | 9,03229 | 671649 |
| *Chômage retardé — salariés du privé* | -5,67136 | -3,49929* | -0,880 | (0,000) | |
| Logit, correction du biais de sélection | | | | | |
| *Chômage retardé — hommes* | -1,55392 | -2,49322* | -0,245 | 1,82166 | 1082238 |
| *Chômage retardé — femmes* | -1,39444 | -0,99298 | -0,217 | (0,0165) | |

(1) Le chômage courant se réfère au taux de chômage des 7 derniers jours ; le chômage retardé se rapporte au taux de chômage des 12 derniers mois ;
(2) Probabilité «two-tailed» que le cœfficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur-type ; par ailleurs, les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédacité — correction de White.
Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.
*Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 — pondération normalisée.*

**Tableau 4 : Coefficients des équations de gains des salariés protégés et non protégés — 10 ans et plus en non en cours de scolarisation**

| Paramètre / Variables | Salariés protégés1 β | t[2] | Moyenne | Salariés non protégés[1] β | t[2] | Moyenne |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Constante** | 9,0573 | 20,3430* | - | 8,8741 | 10,7637* | - |
| **Instruction** | | | | | | |
| Années | 0,0957 | 7,1789* | 9,3929 | 0,1173 | 4,2897* | 4,5963 |
| **Expérience professionnelle (années)** | | | | | | |
| Expérience générale | 0,0479 | 3,2893* | 19,7839 | 0,0744 | 3,1361* | 19,4809 |
| (Expérience générale)$^2$ | -0,0006 | -1,8800** | 480,0849 | -0,0007 | -1,4465 | 501,5423 |
| **Sexe** | | | | | | |
| Masculin | 0,1210 | 1,1526 | 0,7932 | 0,1211 | 0,7278 | 0,8182 |
| **Chef de ménage** | 0,4079 | 2,8080* | 0,7673 | -0,1022 | -0,5090 | 0,5618 |
| **Marié** | -0,1744 | -2,3298* | 0,6388 | 0,0721 | 0,5885 | 0,4386 |
| **Ethnie[3]** | | | | | | |
| Dioula et assimilés | 0,0672 | 1,1096 | 0,2978 | 0,0460 | 0,4414 | 0,1355 |
| Peuhl | 0,2474 | 1,2775 | 0,0217 | 0,1223 | 0,1638 | 0,0116 |
| **Branche d'activité[4]** | | | | | | |
| Commerce | -0,0363 | -0,3551 | 0,0441 | -0,0035 | -0,0307 | 0,2131 |
| Services | 0,0645 | 0,9726 | 0,7576 | 0,3483 | 3,6158* | 0,5164 |
| **Localisation géographique[5]** | | | | | | |
| Ouest | -1,0980 | -7,0147* | 0,0340 | -1,1576 | -4,8850* | 0,0374 |
| Sud & Sud-Ouest | 0,1198 | 1,8101** | 0,0900 | -0,1608 | -0,7124 | 0,0170 |
| Centre Nord | -0,0395 | -0,3583 | 0,0352 | 0,0599 | 0,2477 | 0,0353 |
| Centre Sud | 0,2356 | 3,7953* | 0,0821 | 0,3901 | 1,4466 | 0,0333 |
| Nord | -0,8624 | -9,0856* | 0,0012 | -1,4592 | -5,5559* | 0,0113 |
| **Chômage** | | | | | | |
| Taux de chômage retardé[6] | -1.1417 | -2,3794* | 0,1593 | -4,6713 | -2,6187* | 0,1554 |
| **Lambda - Mills - (λ)** | 0,1579 | 1,4170 | 0,8090 | -0,1641 | -1,0070 | 1,7312 |
| $R^2$ ajusté | | 0,2718 | | | 0,4206 | |
| F (sig F) | | 16,8549 (0,000) | | | 26,4576 (0,000) | |
| Chow(sig) | | 10,2181 (0,000) | | | - | |
| N pondéré | | 723 | | | 597 | |

(1) La variable dépendante est le logarithme du salaire réel de l'activité principale au cours des 30 derniers jours - base Ouagadougou et octobre 1994 ;
(2) Probabilité «two-tailed» que le cœfficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur-type ; par ailleurs, les erreurs-types tiennent compte de l'hétéroscédacité — correction de White ; (3) Base = Mossi et assimilés — y compris quelques étrangers ; (4) Base = industrie et divers ; (5) Base = Ouagadougou (capitale) et Bobo-Dioulasso ; (6) 12 derniers mois.
Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.
*Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 — pondération normalisée.*

prioritaire du Burkina Faso semblent confirmer la thèse du salaire d'efficience, en particulier l'explication liant le modèle du tire-au-flanc au chômage, il importe de désagréger les comportements — comme cela a été fait lors de la présentation du modèle théorique — en fonction des caractéristiques des travailleurs. Dans le cas présent, les tests empiriques semblent mettre en évidence la fécondité d'une approche liant le salaire d'efficience au statut du travail.

Enfin, le tableau 3 suggère une moindre élasticité salaires-chômage pour les femmes que pour les hommes. Néanmoins, le différentiel de flexibilité des rémunérations n'est pas considérable, les élasticités étant égales à -0,245 et -0,217, respectivement, pour les hommes et les femmes. Un tel résultat pourrait conforter le fait que la rentabilité du capital humain des femmes dans le salariat est considérablement plus élevée que celle des hommes.. Par ailleurs, en ce qui concerne les salariés, l'analyse montre la probabilité d'une non-discrimination économique selon le sexe[53].

## 5. Conclusion

En attirant l'attention sur la possibilité d'une relation inverse entre les salaires et le chômage, le modèle récemment développé par Blanchfower et Oswald semble fournir une explication intéressante du salaire d'efficience. Bien que cette analyse soit surtout appropriée au contexte des pays industrialisés, l'opportunité d'une telle approche semble prévaloir également dans les pays en développement. En effet, à l'aide des données inhérentes à l'enquête prioritaire nationale du Burkina Faso, réalisée en 1994-95, la présente recherche met en évidence une relation économétrique inverse entre les gains réels des salariés et le taux de chômage décalé — 12 derniers mois —, l'élasticité des rémunérations par rapport au chômage s'élevant à -0,258. Toutes choses égales par ailleurs, un doublement du taux de chômage implique une réduction de 25,8 pour cent des salaires réels. Compte tenu des différentes spécifications économétriques mises en oeuvre, ce résultat présente une certaine robustesse, même s'il traduit une flexibilité des rémunérations à l'égard du chômage deux fois plus importante qu'en Côte d'Ivoire au milieu des années 1980. En réalité, la crise économique a probablement accentué la flexibilité des salaires au cours des dix dernières années. Par ailleurs, il apparaît que la rigidité des rémunérations est beaucoup plus forte pour les salariés protégés que pour ceux qui ont un statut du travail non protégé. Puisque le travail est un actif important dont la pénurie affaiblit la capacité de résistance des individus ou des groupes sociaux à des changements environnementaux, le risque d'insécurité en termes de bien-être est considérablement accru pour les individus ayant un statut du travail précaires et pour les ménages dont le chef est salarié non protégé. Ce résultat n'est pas réellement surprenant dans la mesure où le clivage entre les salariés protégés et les salariés non protégés recoupe en grande partie le clivage public-privé. Il devrait attirer l'attention des responsables de la politique économique ayant pour objectif la lutte contre la pauvreté et la vulnérabilité.

[53] En milieu urbain, les femmes salariées protégées et non protégées représentent, respectivement, 20,8 et 18,4 pour cent des individus salariés. Dans les zones rurales, les mêmes proportions sont, respectivement, de 14,1 et 16,5 pour cent. Voir Lachaud[1997].

### *Références bibliographiques*

Banque mondiale 1996. *Rapport sur le développement dans le monde. De l'économie planifiée à l'économie de marché*, Washington, Banque mondiale.

Blanchflower, D.G., Oswald, A.J. 1994. "Estimating a wage curve for Britain", *The economic journal*, n°104, septembre.

Blanchflower, D.G., Oswald, A.J. 1995. *The wage curve*, Cambridge, Mit Press.

Fonds monétaire international 1996. *Document-cadre de politique économique pour 1996-98*, Ouagadougou, 20 avril, Burkina Faso.

Hall, R.E. 1970. "Why is unemployment rate so high at full employment?", *Brooking papers on economic activity*, n° 3.

Hall, R.E. 1972. "Turnover in the labor force ", *Brooking papers on economic activity*, n° 3.

Harris, J.R., Todaro, M.P. 1970. "Migration, unemployment and development: a two-sector analysis", American economic review, n°60.

Hoddinott, J. 1996. "Wages and unemployment in an urban African labour market", *The economic journal*, n°106, novembre.

Institut national de la statistique et de la démographie 1996a. *Enquête prioritaire. Manuel de l'enquêteur*, Ouagadougou, Institut national de la statistique et de la démographie.

— . 1996a. *Analyse des résultats de l'enquête prioritaire sur les conditions de vie des ménages*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.

— . 1996b. *Le profil de pauvreté au Burkina Faso*, Ouagadougou, février, Institut national de la statistique et de la démographie.

Lachaud, J.-P. 1994a. *Pauvreté et marché du travail urbain en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Genève, Institut international d'études sociales.

— . 1994b. *The labour market in Africa*, Research series 102, Genève, Institut international d'études sociales.

— . 1996. *Croissance économique, pauvreté et inégalité des revenus en Afrique subsaharienne : analyse comparative*, Bordeaux, document de travail n°11, Centre d'économie du développement, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

— . 1997. *Pauvreté, vulnérabilité et marché du travail au Burkina Faso*, Bordeaux, série de recherche 2, Université Monstesquieu-Bordeaux IV, Centre d'économie du développement.

Ministère de l'économie et du plan, Gtz 1995. *Instrument automatisé de prévision. Manuel d'utilisation et note méthodologique*, Ouagadougou, mars, Burkina Faso.

Pnud 1996. *Rapport mondial sur le développement humain 1996*, Paris, Economica.

Sanou, O.M., Lachaud, J.P. (avec la participation et sous la direction de). 1993. *Pauvreté et marché du travail à Ouagadougou (Burkina Faso)*, DP/57, Genève, Institut international d'études sociales.

Shapiro, C., Stiglitz, J. 1984. "Equilibrium unemployment as a worker discipline device", *American economic review*, vol.74.

## *Annexe*

**Tableau A1 : Coefficients de régression des estimations logit et probit binaires des équations de participation des salariés — 10 ans et plus en non en cours de scolarisation**

| Paramètre | Logit[1] | | Probit[1] | |
|---|---|---|---|---|
| Variables | β | t[2] | β | t[2] |
| **Constante** | -4,8022 | -26,3141* | -2,6296 | -28,9830* |
| **Instruction** | | | | |
| Années | 0,2283 | 24,9030* | 0,1251 | 25,6558* |
| **Expérience professionnelle (années)** | | | | |
| Expérience générale | 0,1502 | 11,8366* | 0,0758 | 11,9131* |
| (Expérience générale) | -0,0030 | -12,5961* | -0,0015 | -13,0411* |
| **Sexe** | | | | |
| Masculin | 0,9657 | 10,2483* | 0,5143 | 10,4964* |
| **Chef de ménage** | 0,9973 | 7,1004* | 0,5906 | 7,4690* |
| **Marié** | 0,3653 | 2,7430* | 0,2096 | 2,7604* |
| **Ethnie[3]** | | | | |
| Dioula et assimilés | 0,2594 | 2,1955* | 0,1584 | 2,3374* |
| Peuhl | -0,8178 | -2,3954* | -0,4292 | -2,2569* |
| **Revenus de transferts du ménage** | -0,4E-06 | -3,4322* | -0,2E-06 | -3,3242* |
| **Nombre de femmes de 15 ans et plus** | -0,1098 | -3,7302* | -0,0508 | -3,4484* |
| **Nombre d'enfants de 7 ans et moins** | 0,0062 | 0,2348 | 0,0021 | 0,1548 |
| **Localisation géographique[4]** | | | | |
| Ouest | -0,6120 | -3,2986* | -0,3255 | -3,2927* |
| Sud & Sud-Ouest | -0,3055 | -1,8443 | -0,1869 | -2,0378* |
| Centre Nord | -0,5412 | -3,6077* | -0,2629 | -3,4452* |
| Centre Sud | -0,3492 | -2,3918* | -0,2004 | -2,5198* |
| Nord | -0,4488 | -1,1490 | -0,2723 | -1,2509 |
| Log de vraisemblance | | -2595,75 | | 2593,94 |
| Chi² (sig) | | 2712,503 (0,000) | | 2716,111 (0,000) |
| Cas correctement prédits (%) | | 88,4 | | 85,0 |
| Observations positives (%) | | 15,0 | | 15,0 |
| N pondéré | | 9364 | | 9364 |

(1) La variable dépendante est égale à un si l'individu est salarié et 0 dans le cas contraire ; (2) Probabilité "two-tailed" que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le β et l'erreur-type; (3) Base = Mossi et assimilé - y compris quelques étrangers ; (4) Base = Ouagadougou (capitale) et Bobo-Dioulasso.
Note : * = significatif à 5 pour cent au moins ; ** = significatif entre 5 et 10 pour cent.
*Source : A partir des bases de données de l'enquête prioritaire 1994-95 — pondération normalisée.*